

名古屋外国語大学論集 第7号 2020年7月

論文

財務数値の産業効果とダミー変数によるコントロール**Industry Effects on Accounting Numbers and Controlling by Dummy Variables**

眞鍋和弘

Kazuhiro MANABE

第一章 はじめに

第二章 産業特性に関する計量モデル分析

第三章 分析手法

第四章 サンプルと記述統計量

第五章 実証結果

第六章 まとめ

第一章 はじめに

近年、企業の収益性を決定する要因およびその影響の大きさが解明されつつある。この研究は会計学、企業経済学、産業組織論など様々な分野の研究者の関心を集めてきた¹。特に、Misangyi et al. (2006) は階層線形モデルを用いて、産業、企業、およびビジネスセグメントによる収益性への影響を定量的に分析している。彼らの実証結果は、企業間における収益性のばらつきの2割程度が企業の属する産業によって説明可能であることを示唆する。

また、様々な企業ファンダメンタルズが各産業内において同質性を有することが指摘されている (Amit and Livant, 1990; Guenther and Rosman, 1994; Krishnan and Press, 2003; 木村, 2009; 新谷, 2010)。これらの研究は政府機関、

証券取引所あるいはデータベース作成企業が定める産業分類を取り上げ、各産業における財務指標の同質性の分析を通じて産業分類の信頼性を検証する。木村(2009)の実証結果によれば、既存の産業分類において企業規模、流動性、資金調達方法などの財務指標は各産業内において同質性を有するが、一方で企業業績、成長性および株式市場関連の指標は同質性を有さない²。

このような財務数値の産業効果は、既存の分析手法について再検討を迫るとともに、これまでの実証結果の信頼性を失墜させうる。回帰モデルに挿入される変数が産業特性の影響を受けており、その影響が十分にコントロールされないならば、変数間の因果関係に迫ることはできない³。内生性問題と呼ばれるこの種の現象は経済学およびファイナンス等の研究に限らず、非実験データから因果関係に迫る場合には頻繁に発生し、深刻な場合には見当違いな実証結果をもたらすことが指摘されている (King et al, 1994)⁴。

このような結果は、実証会計研究のなかでも特に value relevance 研究において頻繁に見受けられる。Easton and Sommers (2003) は1964年から1999年までの36年間ににおける米国企業を対象に、株式時価総額を株主資本簿価および純利益と関連付ける実証モデルの推定をおこなった。彼らの実証結果によれば、36年間のうち11年間ににおいて株主資本簿価の回帰係数は負の値をとる。また、Iatridis and Dimitras (2013) は2005年から2011年までの7年間ににおけるヨーロッパ5カ国の企業を対象に、株式価格を1株当たり株主資本簿価および1株当たり純利益と関連付ける実証モデルを推定した。その実証結果によれば、2005年から2007年までの期間における伊国企業が標本であるとき、株主資本簿価の回帰係数は負の値をとる。さらに、薄井 (2015) は1965年から2012年までの48年間ににおける日本企業を対象に、デフレーターによる調整済みの株式時価総額を同じく調整済みの株主資本簿価および当期純利益と関連付ける実証モデルを推定した。その実証結果においても、48年間のうち10年間ににおいて株主資本簿価の回帰係数は負の値をとる⁵。

こうした問題に対して、財務数値に含まれる産業効果を調整する実証モデルが先行研究により提案されている⁶。大日方 (2003) は各産業における競争環境の相違が会計情報の relevance に大きな影響を与えることから、産業特性

の調整が必要であると述べている。また具体的な調整方法として、回帰モデルへの産業ダミーの挿入が提案されている。産業ダミーはある企業が特定の産業に属するならば1、それ以外の場合には0をとる二値変数である⁷⁻⁸。近年では、産業効果の調整方法として産業ダミーの挿入が広く採用されている。

しかし、産業ダミーはその機能に関しては十分に理解されておらず、近年では作法として形骸化している。先行研究において、回帰モデルへの産業ダミーの挿入に関する合理的な説明がなされることは少ない。また、適切でない統計量に基づき産業ダミーの有効性が確認されることにより、回帰モデルから省略されることも少なくないだろう。そこで本研究はコントロール変数としての産業ダミーの機能を再検討する。具体的には、本研究は計量経済学の分析手法を用いて産業ダミーの回帰係数の経済的意味を明らかにするとともに、産業ダミーの挿入が求められる場合を明示する。さらに、本研究はvalue relevance研究において用いられる一般的な回帰モデルの推定を通じて産業ダミーの挿入の効果を確認する。

本研究の分析を通じて次のことが明らかとなった。まず、産業ダミーの回帰係数は、様々な産業特性を表す変数と被説明変数との関連性を表す係数との積和に等しい。次に、本研究は計量経済学の分析手法を用いて産業特性が実証分析の回帰係数の推定値に与える影響を明らかにした。具体的には、回帰モデルにおける説明変数あるいは被説明変数が産業効果を受けるからといって、必ずしも実証結果が信頼性を失うわけではない。ただし、産業特性が説明変数および被説明変数の両方に影響を与える場合には、回帰係数の推定量は内生性バイアスを有し、深刻な問題が生じうる。また本研究の実証結果は、利益-簿価モデルにおける説明変数および被説明変数が無視できない産業効果を受けていること、およびその回帰モデルに産業ダミーの挿入により株主資本簿価の回帰係数が企業価値評価モデルと整合する符号を持つように変化することが明らかとなった。

以下、本論文は次のとおり構成される。第2章において、value relevance研究において用いられる一般的な回帰式を想定して、産業効果が実証結果に与える影響を確認する。第3章において、産業特性がもたらすバイアスとその検

証方法について述べる。第4章において標本選択の基準と標本の特徴について確認する。第5章において実証結果を確認し、第6章において結論を述べる。

第二章 産業特性に関する計量モデル分析

(1) コントロール変数として産業ダミー

本節では、回帰モデルにおいて産業ダミーが何をコントロールするのか、言い換えればその回帰係数の経済的意味について考察する。議論を簡潔にするために、任意の財務数値 X の企業間におけるばらつきが産業効果をもたらす変数（以下、「産業特性変数」と呼ぶ） F_1 および F_2 の回帰モデルとして表されると仮定する⁹。

$$X = \alpha_1 F_1 + \alpha_2 F_2 + u$$

ここでは、産業特性変数 F_1 および F_2 は観察可能であるか否かを問わない。ただし、 u は攪乱項であり、以下の確率分布に従う。

$$u \sim \text{i.i.d. } N(0, \sigma^2)$$

また、母集団は3つの産業に属する企業から構成されており、変数 F_1 および F_2 はそれぞれ3つの値 $F_{1,1}$, $F_{1,2}$, $F_{1,3}$ および $F_{2,1}$, $F_{2,2}$, $F_{2,3}$ のみをとる¹⁰。

次に、ダミー変数の挿入時と同様に、ベースグループを決定する。第1産業をベースグループとして選択し、各産業特性変数のベースグループの値 $F_{1,1}$ および $F_{2,1}$ を用いれば、上記の回帰モデルは次のとおり変形される。

$$\begin{aligned} X &= \alpha_1 F_1 + (\alpha_1 F_{1,1} - \alpha_1 F_{1,1}) + \alpha_2 F_2 + (\alpha_2 F_{2,1} - \alpha_2 F_{2,1}) + u \\ &= \alpha_1 F_{1,1} + \alpha_1 (F_1 - F_{1,1}) + \alpha_2 F_{2,1} + \alpha_2 (F_2 - F_{2,1}) + u \\ &= \alpha_1 F_{1,1} + \alpha_2 F_{2,1} + \alpha_1 \Delta F_1 + \alpha_2 \Delta F_2 + u \end{aligned}$$

ただし、 ΔF_1 および ΔF_2 は第1産業における変数 F_1 および F_2 の値からの差分を表す変数である。このとき、各産業に属する企業の財務数値 X は次の分布に従う。

$$\begin{aligned} \text{産業1: } X &= \alpha_1 F_{1,1} + \alpha_2 F_{2,1} + \alpha_1 \Delta F_{1,1} + \alpha_2 \Delta F_{2,1} + u \\ &= \alpha_1 F_{1,1} + \alpha_2 F_{2,1} + u \end{aligned}$$

$$\text{産業2: } X = \alpha_1 F_{1,1} + \alpha_2 F_{2,1} + \alpha_1 \Delta F_{1,2} + \alpha_2 \Delta F_{2,2} + u$$

$$\text{産業3: } X = \alpha_1 F_{1,1} + \alpha_2 F_{2,1} + \alpha_1 \Delta F_{1,3} + \alpha_2 \Delta F_{2,3} + u$$

ただし、 $\Delta F_{1,2}$ 、 $\Delta F_{2,2}$ 、 $\Delta F_{1,3}$ 、および $\Delta F_{2,3}$ は各変数の第1産業における値からの差分を表す定数である。これらの産業に属する企業の財務数値 X の分布は次の単一の回帰モデルとして表される。

$$\begin{aligned} X &= \alpha_1 F_{1,1} + \alpha_2 F_{2,1} + \alpha_1 \Delta F_{1,2} * D_1 + \alpha_2 \Delta F_{2,2} * D_1 \\ &\quad + \alpha_1 \Delta F_{1,3} * D_2 + \alpha_2 \Delta F_{2,3} * D_2 + u \\ &= \alpha_1 F_{1,1} + \alpha_2 F_{2,1} + (\alpha_1 \Delta F_{1,2} + \alpha_2 \Delta F_{2,2}) * D_1 \\ &\quad + (\alpha_1 \Delta F_{1,3} + \alpha_2 \Delta F_{2,3}) * D_2 + u \end{aligned}$$

ただし、 D_1 は企業が第2産業に属するならば1、それ以外の場合にはゼロである産業ダミーである。また、同じく D_2 は企業が第3産業に属するならば1、それ以外の場合にはゼロである産業ダミーである。

上式では産業効果をもたらす産業特性変数および産業数を制限したが、それぞれ任意の数 M および L まで拡張すれば、財務数値 X の分布は次の回帰モデルに従う。

$$\begin{aligned} X &= \alpha_1 F_{1,1} + \alpha_2 F_{2,1} + \cdots + \alpha_M F_{M,1} \\ &\quad + (\alpha_1 \Delta F_{1,2} + \alpha_2 \Delta F_{2,2} + \cdots + \alpha_M \Delta F_{M,2}) * D_1 \\ &\quad + (\alpha_1 \Delta F_{1,3} + \alpha_2 \Delta F_{2,3} + \cdots + \alpha_M \Delta F_{M,3}) * D_2 + \cdots + \\ &\quad + (\alpha_1 \Delta F_{1,L} + \alpha_2 \Delta F_{2,L} + \cdots + \alpha_M \Delta F_{M,L}) * D_{L-1} + u \\ X &= \sum_{m=1}^M \alpha_m F_{m,1} + \left(\sum_{m=1}^M \alpha_m \Delta F_{m,2} \right) \times D_1 + \left(\sum_{m=1}^M \alpha_m \Delta F_{m,3} \right) \times D_2 + \cdots \\ &\quad + \left(\sum_{m=1}^M \alpha_m \Delta F_{m,L} \right) \times D_{L-1} + u \end{aligned}$$

このとき、産業ダミー D_1, D_2, \dots, D_{L-1} による財務数値 X の回帰モデルを最小二乗法により推定すれば、

$$X = \beta_0 + \beta_1 D_1 + \beta_2 D_2 + \cdots + \beta_{L-1} D_{L-1} + u$$

各回帰係数の推定量の期待値は次のとおりである。ただし、 $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_{L-1}$ は回帰係数であり、 u は誤差項である。

$$E[\hat{\beta}_0] = \sum_{m=1}^M \alpha_m F_{m,1}, E[\hat{\beta}_1] = \sum_{m=1}^M \alpha_m \Delta F_{m,2}, \dots, E[\hat{\beta}_{L-1}] = \sum_{m=1}^M \alpha_m \Delta F_{m,L}$$

上式は産業ダミーの回帰係数に経済的な意味を与えるとともに、コントロール変数としての産業ダミーの有効性を示唆する。切片係数はベースグループにおける産業特性変数の値とその係数の積和に等しい。各傾斜係数は産業特性変数のベースグループからの偏差とその係数の積和に等しい。また、上記の実証モデルを定式化する際に必要な変数は産業ダミーのみであり、産業効果をもたらす産業特定変数は不要である。このことは、仮に産業特性が測定不能あるいは識別不能な場合であっても、産業ダミーにより財務数値への影響が調整可能であることを意味する。

また、上式は産業ダミーの挿入が回帰モデルの当てはまりに与える影響についても一定の示唆をもたらす。多くの実証研究では回帰モデルに複数の産業ダミーが挿入され、多い場合には1つの回帰モデルに約30個の産業ダミーが用いられる。一方で、産業ダミーの挿入が決定係数などの統計量にあまり変化を与えないことが知られている。産業ダミーの回帰係数を構成する産業特性変数の値はベースグループからの差異であり、正の値に限らず、負の値もとる。また、各回帰係数も各産業特性変数の定義によるが、その符号は正の値とは限らない。したがって、仮に各係数 α_m および産業特性を表す変数である ΔF_m がゼロとは異なる値をとったとしても、それらの積の総和は相殺し、ゼロに近い値になり得る。したがって、実証結果における産業ダミーの回帰係数は必ずしも統計的に有意にならず、また産業ダミーの挿入がモデルの当てはまりを著しく高めるとは限らない。

(2) 産業ダミーの有効性

本節では下式のとおりの株式時価総額 MVE が特定の財務数値 X および産業ダミー D の回帰式として表されると仮定する。また、議論を簡潔にするために母集団は2つの産業に属する企業から構成されると仮定する。

$$MVE = \beta_0 + \beta_1 X + \beta_2 D + \varepsilon \quad (1)$$

ただし、 ε は誤差項であり、以下の確率分布に従う。

$$\varepsilon \sim \text{i.i.d. } N(0, \sigma^2)$$

また β_0 、 β_1 および β_2 は母集団回帰係数であり、任意の定数である。

また財務数値 X と産業ダミー D の関係が次の回帰モデルによって表されると仮定する。

$$X = \alpha_0 + \alpha_1 D + u \quad (2)$$

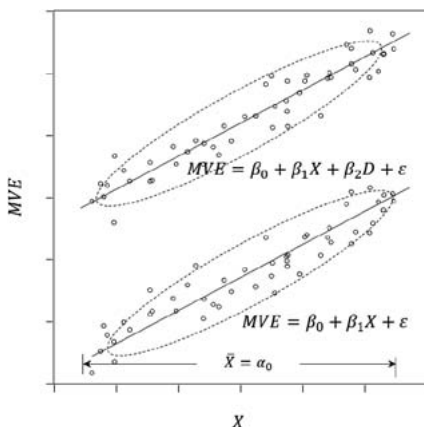
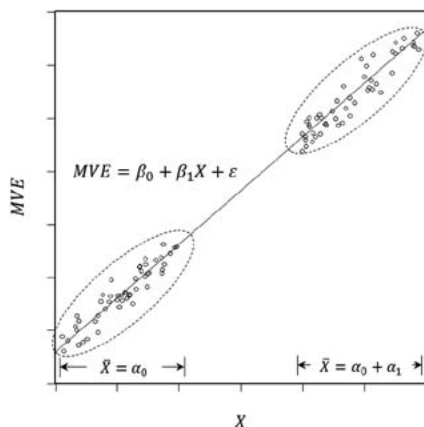
ただし、 u は誤差項であり、一様分布に従う。また α_0 および α_1 は母集団回帰係数であり、任意の定数である。

財務数値あるいは株式時価総額が産業特性の影響を受けるとしても、産業ダミーの挿入が必要とは限らない。まず、産業特性が財務数値 X に影響を与えるが、直接的には株式時価総額に影響を与えない場合を考える。言い換えれば、上記の(1)式において $\beta_2 = 0$ であり、(2)式において $\alpha_1 \neq 0$ の場合である。仮に $\alpha_1 > 0$ とすれば、母集団は次のとおり図示される。すなわち、産業特性は財務数値 X の分布の位置に影響を与え、その影響は座標平面における横方向へのシフトとして図示される。

このとき、(1)式から産業ダミーを省略した実証モデルを推定しても、各標本回帰係数の期待値はそれぞれ母集団回帰係数に等しい。

$$E(\tilde{\beta}_0) = \beta_0, \quad E(\tilde{\beta}_1) = \beta_1$$

次に、産業特性が財務数値 X に影響を与えないが、株式時価総額



には影響を与える場合を考える。言い換えれば、上記の (1) 式において $\beta_2 \neq 0$ であり、(2) 式において $\alpha_1 = 0$ の場合である。仮に $\beta_2 > 0$ とすれば、母集団は次のとおり図示される。すなわち、産業特性は会計数値 X の分布に影響を与えない。一方で、産業特性は株式時価総額 MVE の分布に影響を与え、その影響は座標平面における縦方向へのシフトとして図示される。

このとき、(1) 式から産業ダミーを除いた実証モデルを推定すれば、切片係数の期待値は母集団回帰係数に等しくないが、傾斜係数の期待値は依然として母集団回帰係数に等しい。

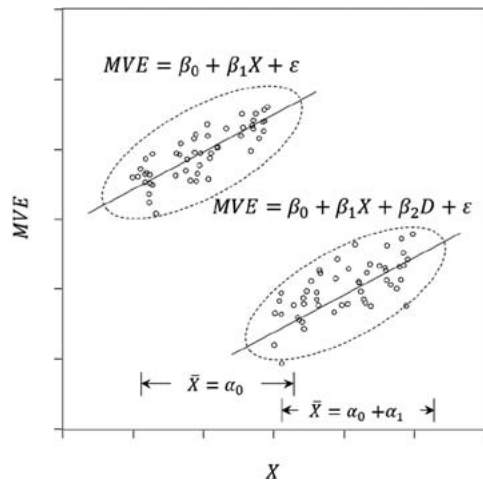
$$E(\tilde{\beta}_0) \neq \beta_0, \quad E(\tilde{\beta}_1) = \beta_1$$

また、切片係数の推定量のバイアスの大きさは次のとおり定式化される。

$$\text{Bias}(\tilde{\beta}_0) = \beta_2 \times \bar{D}$$

この式から明らかなように、産業ダミーの省略による推定量のバイアスは母集団における産業ダミー変数の回帰係数 β_2 と産業ダミーの平均値の積に等しい。

最後に、産業特性が財務数値 X に影響を与えるとともに、株式時価総額 MVE にも影響を与える場合を考える。言い換えれば、上記の (1) 式において $\beta_2 \neq 0$ であり、(2) 式において $\alpha_1 \neq 0$ の場合である。仮に $\beta_2 < 0$ および $\alpha_1 > 0$ とすれば、母集団は次のとおり図示される。すなわち、産業特性は財務数値 X の分布を右方向にシフトさせ、その影響の大きさは α_1 に等しい。一方で、産業特性は株式時価総額 MVE の分布を下方向へシフトさせ、その影響の程度は β_2 に等しい。



(1) 式から産業ダミーを省略した実証モデルを推定するとき、いずれの標

本回帰係数の期待値も母集団回帰係数に等しくない。

$$E(\tilde{\beta}_0) \neq \beta_0, \quad E(\tilde{\beta}_1) \neq \beta_1$$

産業ダミーの省略による傾斜係数の推定量へのバイアスは次のとおり表される。

$$\text{Bias}(\tilde{\beta}_1) = \beta_2 \times \frac{\text{Cov}(X, D)}{\text{Var}(X)}$$

ただし、上式における右辺の分数は、財務数値 X による産業ダミー D の単回帰における傾斜係数に等しい。このことは、最小二乗推定量のバイアスが産業ダミーの回帰係数と財務変数と産業ダミーの共分散の符号および規模等によって決定されることを意味する。

これまでの議論では産業数を制限したが、任意の数 L まで拡張すれば、上記の（１）式および（２）式は次のとおり表される。

$$MVE = \beta_0 + \beta_1 X + \sum_{i=1}^{L-1} \beta_{1+i} D_i + \varepsilon \quad (3)$$

$$X = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{L-1} \alpha_i D_i + u \quad (4)$$

ただし、 D_i は特定の企業が第 i 番目の産業に属するならば $D_i = 1$ となり、それ以外の場合に $D_i = 0$ となる産業ダミーである。この場合においても、最小二乗推定量のバイアスは産業ダミーの回帰係数と財務変数と産業ダミーの共分散の符号および規模等によって決定される。

$$\text{Bias}(\tilde{\beta}_1) = \sum_{i=1}^{L-1} \beta_{1+i} \times \frac{\text{Cov}(X, D_i)}{\text{Var}(X)}$$

一般的にそれらの符号および規模は産業および標本期間により異なり、産業ダミーの省略がもたらすバイアスの符号および規模を事前に予想することは困難である。

しかし、株式時価総額および財務数値への産業効果が一定の関係にある場合には、最小二乗推定量への著しいバイアスが懸念される。具体的には、

財務数値の産業効果を表す $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_{L-1}$ と株式時価総額 MVE への産業効果 $\beta_2, \beta_3, \dots, \beta_L$ が強い相関関係を持つ場合である。それらの産業効果が強い正の相関を有するならば、推定量は著しい正のバイアスを受け、また逆にそれらの産業効果が強い負の相関を有するならば、推定量は著しい負のバイアスを受ける。これらの場合には、仮に財務数値と株式時価総額が無相関であったとしても、傾斜係数の推定値は正または負の値で統計的に有意になりうる。また同様に、財務数値と株式時価総額との間に正の関係があったとしても、傾斜係数の推定値はバイアスの影響によりゼロまたは負の値で統計的に有意になりうる。

第三章 分析手法

本研究は産業ダミーによる内生性問題の改善を検証するために、産業ダミー挿入による value relevance 研究の実証結果の変化を確認する。そこで、本研究は株式時価総額を株主資本簿価および会計利益と関連づける利益-簿価モデルを用いる。利益-簿価モデルは会計研究において最も採用されてきた実証モデルの一つであるが、前述のとおり株主資本簿価の標本回帰係数は不安定であり、負の値をとりうることが知られている。

value relevance 研究によって採用されてきた利益-簿価モデルは変数として一株当たり変数あるいはデフレート済み変数を用いるなど多様性を有する。本研究はそのなかでも規模効果および誤差項の不均一分散性を考慮した下記の実証モデルを採用する。

$$\frac{MVE_t}{MVE_{t-1}} = \beta_0 + \beta_1 \frac{BVE}{MVE_{t-1}} + \beta_2 \frac{EARNs}{MVE_{t-1}} + \varepsilon \quad (5)$$

$$\frac{MVE_t}{MVE_{t-1}} = \beta_0 + \beta_1 \frac{BVE}{MVE_{t-1}} + \beta_2 \frac{EARNs}{MVE_{t-1}} + \sum_{i=1}^{31} \beta_{2+i} D_i + \varepsilon \quad (6)$$

ここで、 MVE_t は t 期末3ヶ月後の株式時価総額である。 MVE_{t-1} は $t-1$ 期末3ヶ月後の株式時価総額である。多くの先行研究がデフレーターとして前期末株

式時価総額を採用するが、デフレーターを選択およびその必要性については近年でも見解が一致していない。 $D_i (i = 1 \cdots 31)$ は、日経業種分類における非金融業32業種を識別するための産業ダミーである。本研究が繊維業をベースグループとして選択することから、産業ダミーはその他の31業種に対応する¹¹。 BVE は株主資本簿価であり、 $EARNs$ は経常利益である。

(6) 式は (5) 式の利益-簿価モデルに産業ダミーを挿入したものである。言い換えれば、(5) 式の誤差項 ε は31個の産業ダミーを内包する。仮に産業ダミーの回帰係数である $\beta_3, \beta_4, \dots, \beta_{33}$ がゼロでなく、またその他の説明変数である会計変数が産業効果を受けるならば、(5) 式における株主資本簿価および利益の回帰係数の推定量は内生性バイアスを有する。一方で、(6) 式の各回帰係数の推定量は産業効果が調整されており、そのバイアスが緩和されている。

各実証モデルは最小二乗法により推定され、また各回帰係数の統計的有意性は分散不均一性に対して頑健な標準誤差を用いた検定により確認される。回帰係数のうち、 β_0 、 β_1 、および β_2 に対しては t 検定が実施され、その統計的有意性は個別に確認される。一方で、産業ダミー変数の回帰係数である $\beta_3, \beta_4, \dots, \beta_{33}$ に対しては F 検定が実施され、それらの回帰係数の統計的有意性は包括的に確認される。

第四章 サンプルと記述統計量

標本対象は、2002年から2017年までの期間に東京証券取引所第1部に上場する企業のうち、次の条件を満たすものである。すなわち、(1) 3月決算であること、(2) 会計期間が12ヶ月であること、(3) 日本の会計基準を採用すること、(4) 日経業種分類において非金融業に属すること、および(5) 分析に用いる全ての財務および非財務データが入手可能であることである。

各企業のデータは日経NEEDS社会科学情報検索システムから取得した。各年における外れ値を上下1%除外した後の標本数は全期間を通じて約900から約1100である。中分類36業種のうち、銀行、証券、保険、およびその他金融を除く32業種に属する企業数およびその割合は標本期間を通じて概ね一定

である。

図表1は3列目から34列目までに32業種における各変数の産業平均を示している。各変数の産業平均は産業間において大きく異なることが確認できる。また、次の2列にそれらの産業平均の標準偏差SDおよび変動係数CVを示している。標準偏差は規模の影響を受けるが、変動係数はその影響を調整することができる。それらの数値から明らかなように、株主資本簿価および経常利益は一貫して株式時価総額よりもばらつきが大きい。

さらに、次の3列はデフレート済みの株式時価総額と各会計変数の相関に関する統計量を示す。具体的には、左からピアソンの積率相関係数 r 、無相関の t 検定の t 値、およびその有意水準である。株式時価総額と各会計変数との間に正の相関関係が存在すれば、それらの産業平均の相関係数も正の値をとると考えられる。しかし、実際には、産業効果を受けて必ずしも相関係数は正の値をとらない。株主資本簿価と株式時価総額の相関係数は、2007年、2008年、2015年、および2016年において負の値を示している。そのうち2007年、2015年、2016年において、この相関関係は統計的に有意である。このことは、実証モデルに産業ダミーを挿入しなければ、2007年、2015年、2016年における株主資本簿価の回帰係数が下方バイアスを受ける可能性があることを示唆する。一方で、利益と株式時価総額の相関係数は2008年および2015年において負の値であるが、統計的に有意でない。ただし、これらの関係は疑似相関であることも考えられることから、これらの記述統計は重回帰モデルの推定結果への示唆に留まる。

図表2は、図表1に示した産業平均の標本期間を通じたばらつきを表す箱ひげ図である。株式時価総額は四分位範囲を表す箱が産業間を通じて重なっており、データの分布が産業間を通じて類似していることが分かる。ただし、ひげの長さは産業間において大きく異なることから、ばらつきの程度には相違があることが確認できる。

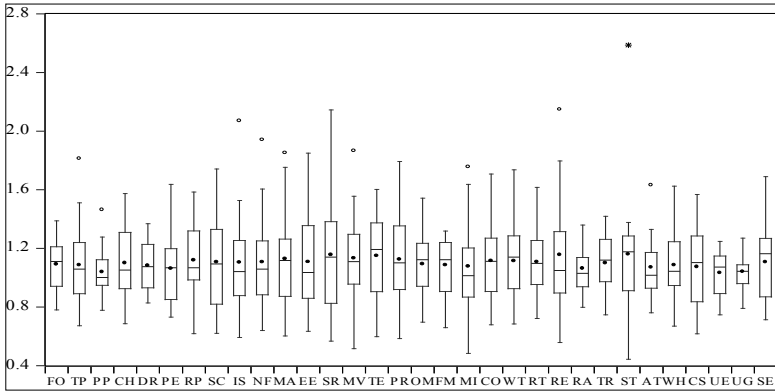
一方で、会計変数である経常利益および株主資本簿価は産業ごとに分布が大きく異なる。四分位範囲を表す箱は産業間で重なりを持ちながらも、株式時価総額に比べてばらつきが著しい。また、産業を通じてひげの長さもかな

図表1 各変数の産業平均と産業平均の相関

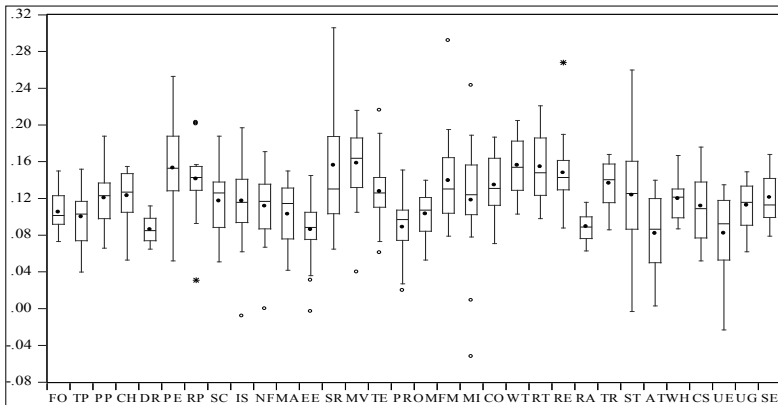
[illegible][illegible]

図表2 産業平均の箱ひげ図

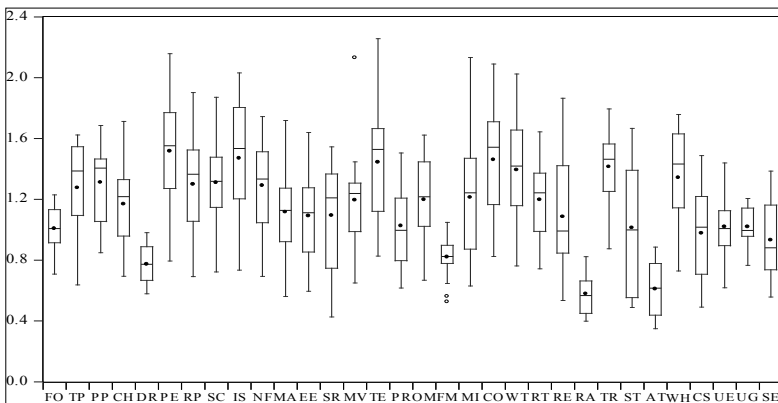
(1)MVE/MVEの産業平均



(2)EARNs/MVEの産業平均



(3)BVE/MVEの産業平均



り異なることから、データの分布が産業間を通じて異なることが分かる。これらの分布から、会計変数は一般に産業特性の影響を強く受けることが確認できる。

第五章 実証結果

図表3は利益および株主資本簿価による株式時価総額の重回帰モデルである(5)式およびそれに産業ダミーを挿入した(6)式の推定結果を示す。(5)式の実証結果は3列目から6列目までに、(6)式の実証結果は7列目から11列目までに示されている。さらに、12列目には両式の推定に用いられた標本数が示されている。

(5)式の推定結果は、一部の期間における産業効果による内生性バイアスの発生を示唆する。株主資本簿価の回帰係数は16年間のうち4年において負の値であり、2015年では10%水準において、2013年および2016年では1%水準において統計的に有意である。残りの12年において、株主資本簿価の回帰係数は正の値であり、それらの全ての期間において統計的に有意である。なお、その有意性は2007年および2008年において5%水準、残りの10年においては1%水準である。一方、利益の回帰係数は標本期間を通じて一貫して正の値であり、全期間において統計的に有意である。利益-簿価モデルの理論的根拠とされる Ohlson (1995) の価値評価モデルに基づけば、利益および株主資本簿価の回帰係数は非負の値をとると考えられ、負の値を示す株主資本簿価の回帰係数は内生性バイアスを受けていると考えられる。

(6)式の推定結果は、産業ダミーの挿入により産業効果による内生性バイアスが解消されることを示唆する。株主資本簿価の回帰係数は標本期間である16年のうち13年において正の値であり、1年を除いた残りの12年において1%水準において統計的に有意である。また、その回帰係数は残りの3年において負の値であるが、全ての期間において10%水準においても統計的に有意でない。一方、利益の回帰係数は標本期間を通じて正の値であり、全ての期間において統計的に有意である。また、産業ダミー変数の回帰係数に関するF検定は全期間を通じて1%水準において統計的に有意である。

図表3 株主資本簿価および利益による株式時価総額の重回帰分析

		(5)式(産業ダミーなし)				(6)式(産業ダミーあり)					Number of firm-years
		β_0	β_1	β_2	\bar{R}^2	β_0	β_1	β_2	\bar{R}^2	F	
2002	coefficient	0.763	0.046	1.192	0.239	0.776	0.060	1.172	0.264	6.620	868
	t-statistic	(54.892)***	(4.264)***	(13.345)***		(26.275)***	(4.752)***	(11.185)***		[0.000]	
	VIF		1.094				1.301	1.272			
2003	coefficient	0.675	0.066	1.312	0.283	0.737	0.075	1.328	0.327	7.157	902
	t-statistic	(40.624)***	(5.601)***	(13.007)***		(24.705)***	(5.757)***	(12.438)***		[0.000]	
	VIF		1.097				1.305	1.219			
2004	coefficient	1.033	0.142	2.754	0.285	0.807	0.122	2.769	0.352	44.580	918
	t-statistic	(24.904)***	(5.263)***	(11.853)***		(13.894)***	(4.086)***	(11.948)***		[0.000]	
	VIF		1.064				1.223	1.113			
2005	coefficient	0.802	0.175	1.750	0.272	0.867	0.171	1.882	0.292	3.766	943
	t-statistic	(32.912)***	(9.321)***	(11.705)***		(21.261)***	(8.244)***	(11.454)***		[0.000]	
	VIF		1.055				1.201	1.154			
2006	coefficient	1.045	-0.030	3.713	0.244	0.947	-0.032	3.933	0.323	5.969	970
	t-statistic	(26.879)***	(-0.863)	(14.826)***		(16.868)***	(-0.835)	(15.538)***		[0.000]	
	VIF		1.015				1.117	1.108			
2007	coefficient	0.694	0.051	2.307	0.202	0.759	0.077	2.343	0.288	10.986	1013
	t-statistic	(31.281)***	(2.207)**	(12.186)***		(21.592)***	(3.283)***	(11.897)***		[0.000]	
	VIF		1.021				1.102	1.113			
2008	coefficient	0.606	0.033	0.738	0.044	0.677	0.053	0.894	0.102	5.860	1029
	t-statistic	(32.921)***	(1.975)**	(5.988)***		(22.548)***	(2.972)***	(6.622)***		[0.000]	
	VIF		1.009				1.104	1.118			
2009	coefficient	0.546	0.112	0.624	0.147	0.727	0.128	0.536	0.321	28.596	1038
	t-statistic	(32.994)***	(8.044)***	(8.628)***		(26.823)***	(9.842)***	(6.713)***		[0.000]	
	VIF		1.004				1.129	1.189			
2010	coefficient	0.987	0.178	0.588	0.183	0.855	0.142	0.883	0.328	11.923	1048
	t-statistic	(33.445)***	(9.785)***	(5.151)***		(20.480)***	(7.535)***	(7.662)***		[0.000]	
	VIF		1.039				1.185	1.191			
2011	coefficient	0.768	0.046	1.122	0.222	0.706	0.040	1.292	0.278	4.821	1056
	t-statistic	(47.270)***	(3.777)***	(11.850)***		(28.279)***	(3.102)***	(13.492)***		[0.000]	
	VIF		1.083				1.206	1.216			
2012	coefficient	0.839	0.029	1.306	0.262	0.882	0.041	1.348	0.304	4.778	1082
	t-statistic	(43.950)***	(2.513)**	(12.829)***		(26.059)***	(3.501)***	(12.323)***		[0.000]	
	VIF		1.073				1.166	1.263			
2013	coefficient	1.004	-0.050	1.857	0.191	0.999	-0.024	1.823	0.281	6.950	1097
	t-statistic	(28.230)***	(-2.720)***	(10.795)***		(21.843)***	(-1.304)	(9.897)***		[0.000]	
	VIF		1.043				1.149	1.149			
2014	coefficient	0.855	0.062	1.940	0.224	0.801	0.064	2.102	0.296	5.105	1106
	t-statistic	(21.229)***	(2.726)**	(10.004)***		(17.948)***	(2.735)***	(11.053)***		[0.000]	
	VIF		1.135				1.291	1.231			
2015	coefficient	1.026	-0.032	2.064	0.175	1.157	0.002	2.244	0.214	4.058	1089
	t-statistic	(37.524)***	(-1.755)*	(11.694)***		(21.366)***	(0.116)	(12.409)***		[0.000]	
	VIF		1.102				1.223	1.179			
2016	coefficient	0.841	-0.053	1.398	0.099	0.989	-0.012	1.425	0.225	9.280	1064
	t-statistic	(37.310)***	(-2.987)***	(9.430)***		(25.156)***	(-0.663)	(9.349)***		[0.000]	
	VIF		1.067				1.227	1.203			
2017	coefficient	0.945	0.052	1.487	0.185	0.945	0.052	1.811	0.282	7.260	1069
	t-statistic	(49.352)***	(3.502)***	(11.874)***		(28.975)***	(3.202)***	(13.508)***		[0.000]	
	VIF		1.136				1.368	1.296			

実証モデルである(5)式および(6)式は下記のとおりである。

$$MV E_t / MV E_{t-1} = \beta_0 + \beta_1 BV E_t / MV E_{t-1} + \beta_2 EARN S_t / MV E_{t-1} + \varepsilon$$

$$MV E_t / MV E_{t-1} = \beta_0 + \beta_1 BV E_t / MV E_{t-1} + \beta_2 EARN S_t / MV E_{t-1} + \sum \beta_i D_i + \varepsilon$$

以上の推定結果は、株式時価総額および会計変数が産業効果を受けており、それらの関係を推定する際に産業ダミーが一定の効果を有することを示唆する。株主資本簿価および経常利益の産業効果は本研究における記述統計および箱ひげ図から明らかである。また株式時価総額の産業効果は箱ひげ図から直感的に明らかではないが、(6)式の推定におけるF検定の結果から確認されている。また、それらの変数への産業効果により結果的にもたらされる実証結果への産業効果は(5)式と(6)式の実証結果の比較により明らかである。この実証結果の変化は会計数値および株式時価総額が伴に産業効果を受ける場合に生じることから、前述の分析と同様に各変数への産業効果を裏付ける。

第六章 まとめ

各産業は競争環境、規制、成長性など様々な点において異なり、これらの相違は一般的に「産業特性」と呼ばれる。また、産業特性は企業のファンダメンタルズへの影響を通じて、結果的に財務数値に影響を与える。この影響は一般的に「産業効果」と呼ばれる。産業効果は内生性の観点から財務数値を用いる実証分析に深刻な問題を与えうる。本研究は産業効果のコントロール方法である産業ダミーについて考察する。

本研究の分析を通じて次のことが明らかとなった。まず、産業ダミーの回帰係数は、様々な産業特性を表す変数と被説明変数との関連性を表す係数との積和に等しい。また、仮に産業特性が測定不能あるいは識別不能場合であっても、産業ダミーにより財務数値への影響が調整可能である。次に、本研究は計量経済学の分析手法を用いて産業特性が実証分析の回帰係数の推定値に与える影響を明らかにした。具体的には、産業特性が説明変数である財務数値にのみ影響を与え、被説明変数である株式時価総額に影響を与えない場合には、財務数値の回帰係数の推定量はバイアスを有さない。また産業特性が財務数値には影響を与えないが、株式時価総額に影響を与える場合にも、同じく財務数値の係数の推定量はバイアスを有さない。一方で、産業特性が財務数値および株式時価総額の両方に影響を与える場合には、会計数値の回

帰係数の推定量は内生性バイアスを有し、不偏性がないことが明らかとなった。また本研究の実証結果は、利益-簿価モデルにおける説明変数および被説明変数が産業効果を受けていることを明らかにするとともに、回帰モデルに産業ダミーの挿入により財務数値の回帰係数が企業価値評価モデルと整合する符号を持つように変化することが明らかとなった。

注

- ¹ 新井（2015）は近年における研究蓄積を簡潔に要約している。
- ² また、木村（2009）は産業分類が実証分析において様々な要因をコントロールするために利用されることから、同質的な企業がグルーピングされることが重要であると述べている。
- ³ このことは、計量経済学において「内生性問題」と呼ばれ、小標本理論と比べて仮定を緩和できる漸進理論（大標本理論）においても深刻な問題である。
- ⁴ King et al. (1994) は政治学の研究において内生性が深刻な問題であると述べ、その解決策として4つの推定方法を提案している。
- ⁵ これらの先行研究が採用する実証モデルはOhlson (1995) の理論モデルに依拠している。Ohlson (1995) によれば、株主資本簿価の係数は正の値になると考えられる。ただし、その後の理論研究により、係数が会計選択、収益性および成長性などの依存し、極端な場合には株主資本簿価の係数が負の値となりうることが指摘されている（Ohlson and Feltham (1995)、Zhang (2000) およびHao et al. (2011)）。多くの場合、実証研究は広範な企業を標本対象としており、それらの企業は必ずしも共通のファンダメンタルを有さない。したがって、理論と一貫性を有さない実証結果が標本企業の会計選択および収益性と無関係ではないとしても、一義的には内生性による影響が疑われるだろう。
- ⁶ このような問題に対して、パネルデータ分析または操作変数の適用が考えられるが、それらも一定の問題を抱えている。具体的には、クロスセクショナルな推定が前提となる場合には企業の固有効果をコントロールするパネルデータ分析は利用できない。また、操作変数はあくまでも代理の変数に過ぎず問題も少なくない。たとえば、一般に会計数値は強い相関関係を有しており、理想的な代理変数を見つけるは容易ではない。会計研究における操作変数の適用に関しては、Larcker and Rusticus (2010) を参照されたい。こうしたなかで、産業ダミーは古くから有効な手法として用いられてきた。
- ⁷ 実証会計研究による産業ダミーの利用方法にはいくつかの特徴がある。第1に、産業ダミーは一般的に定数項ダミー変数として回帰モデルに挿入される。第2に、産業ダミーは一般的にコントロール変数であり、研究者は産業ダミーのパラメータおよびそれらの統計的有意性にはあまり関心を寄せない。一般的な計量経済学のテキストでは、ダミー変数のパラメータの符号およびその統計的有意性に注目が集まることを考えれば、このことは極めて特徴的である。また、それを反映するように、産業特性が説明変数および従属変数とどのような関係にあるかについての検討は必ずしも十分ではない。

- ⁸ そもそも、ダミー変数とは0と1のような2つの値しかとらない変数であり、このことから2値変数とも呼ばれる。ダミー変数は質的データを数値化する際に用いられるが、特に計量経済学および実証会計研究では、経済主体の属性を数値化する際に用いられる。ダミー変数が説明変数として用いられる際には定数項（切片）ダミー変数と係数ダミー変数に分けられる。定数項ダミー変数は質的な条件の変化による定数項（切片）の差異を許容し、一方で係数ダミー変数は質的な条件の変化による被説明変数と説明変数との関連性を表す傾きの差異を許容する。
- ⁹ 先行研究から明らかのように、産業、企業、およびビジネスセグメントなど様々な要因が財務数値に影響を与えるが、全ての要因をモデルに含めることは煩雑である。したがって、本研究は産業に焦点を当て、まず財務数値に影響を与える産業特性が2変数によって表される場合を考察する。
- ¹⁰ 変数 F の添え字には注意が必要である。ここで、2つ目の数字は特定の産業を示すものであり、観測値の通し番号ではない。
- ¹¹ 日経業種分類コードの「01」が繊維業であり、標本期間を通じて一定数の標本数が維持されていることから、本研究は繊維業をベースグループとして選択した。

参考文献

- Amit, P., and Livant, J. (1990). Grouping of conglomerates by their segment's economic attributes: towards a more meaningful ratio analysis. *Journal of Business Finance & Accounting*, 17(1), 85–99.
- Ball, R., and Brown, P. R. (2014). Ball and Brown (1968): A Retrospective. *The Accounting Review*, 89(1), 1–26.
- Barth, M. E., and Clinch, G. (2009). Scale Effects in Capital Markets-Based Accounting Research. *Journal of Business Finance & Accounting*, 36(3–4), 253–288.
- Barth, M. E., Beaver, M. H., and Landsman, W. R. (2001). The relevance of the value relevance literature for financial accounting standard setting: another view. *Journal of Accounting and Economics*, 31, 77–104.
- Barth, M. E., and Kallapur, S. (1996). The Effects of Cross-sectional Scale Differences on Regression results in Empirical Accounting Research. *Contemporary Accounting Research*, 13(2), 527–567.
- Brown, S., Lo, K., and Lys, T. (1999). Use of R2 in accounting research: measuring changes in value relevance over the last four decades. *Journal of Accounting and Economics*, 28, 83–115.
- Collins, D. W., Maydew, E. L., and Weiss, I. S. (1997). Changes in the value-relevance of earnings and book values over the past forty years. *Journal of Accounting and Economics*, 24, 39–67.
- Easton, P. D. (1999). Security Returns and the Value Relevance of Accounting Data. *Accounting Horizons*, 13(4), 399–412.
- Easton, P. D., and Harris, T. S. (1991). Earnings as an Explanatory Variable for Returns. *Journal of Accounting Research*, 29(1), 19–36.
- Easton, P. D., and Sommers, G. A. (2003). Scale and the Scale Effect in Market-based Accounting

- Research. *Journal of Business Finance & Accounting*, 30(1–2), 25–55.
- Freeman, R. N., and Tse, S. Y. (1992). A Nonlinear Model of Security Price Responses to Unexpected Earnings. *Journal of Accounting Research*, 30, 185–209.
- Feltham, G. A., and Ohlson, J. A. (1995). Valuation and Clean Surplus Accounting for Operating and Financial Activities. *Contemporary Accounting Research*, 11(2), 689–731.
- Guenther, D. A., and Rosman, A. J. (1994). Differences between COMPUSTAT and CRSP SIC Codes and related effects on research. *Journal of Accounting and Economics*, 18(1), 115–128.
- Holthausen, R. W., and Watts, R. L. (2001). The relevance of the value relevance literature for financial accounting standard setting. *Journal of Accounting and Economics*, 31, 3–75.
- Hao, S., Jin, Q., and Zhang, G. (2011). Investment Growth and the Relation between Equity Value, Earnings, and Equity Book. *The Accounting Review*, 86(2), 605–635.
- Hyan, C. (1995). The information content of losses. *Journal of Accounting and Economics*, 20, 125–153.
- Iatridas, G., and Dimitras, A. (2013). Financial crisis and accounting quality: Evidence from five European countries. *Advances in Accounting, incorporating Advances in International Accounting*, 29, 154–160.
- King, G., Keohane, R. O., and Verba, S. (1994). *Designing Social Inquiry: Scientific Inference in Qualitative Research*, Princeton Univ.
- Kothari, S. P. (2001). capital market research in accounting. *Journal of accounting and Economics*, 31, 105–231.
- Kothari, S. P., Ramanna, K., and Skinner, D. J. (2010). Implication for GAAP from an analysis of positive research in accounting. *Journal of Accounting and Economics*, 50(2–3), 246–286.
- Kothari, S. P., and Zimmerman, J. L. (1995). Price and return models. *Journal of Accounting and Economics*, 20, 155–192.
- Krishnan, J., and Press, E. (2003). The North American Industry Classification System and its implications for accounting research. *Contemporary Accounting Research*, 20(4), 685–717.
- Larcker D. F., and Rusticus, T. O. (2010). On the use of instrumental variables in accounting research. *Journal of Accounting and Economics*, 49, 186–205.
- Lev, B. (1989). On the Usefulness of Earnings and Earnings Research: Lessons and Directions from Two Decades of Empirical Research. *Journal of Accounting Research*, 27(supplement), 153–192.
- Lev, B., and Zarowin, P. (1999). The Boundaries of Financial Reporting and How to Extend Them. *Journal of Accounting Research*, 37(2), 353–385.
- Lev, B., Li, S., and Sougiannis, T. (2010). The usefulness of accounting estimates for predicting cash flows and earnings. *Review of Accounting Studies*, 15, 779–807.
- Ohlson, J. A. (1995). Earnings, Book values, and Dividends in Equity Valuation. *Contemporary Accounting Research*, 11(2), 661–687.
- Zhang, X. J. (2000). Conservative accounting and equity valuation. *Journal of Accounting and Economics*, 29, 125–149.
- 新井康平 (2015)「業績への影響可能性を推定する：階層線形モデルという考え方」『企業会計』, 第67巻第5号, 6–7頁。

- 新井康平 (2016)「管理会計における階層線形モデル(HLM)の有効性の探求—文献レビューによる検討—」『管理会計学』, 第24巻第2号, 47-59頁。
- 新井康平・佐久間智広・北田智久・小笠原亨 (2016)「わが国における財務数値の分散比」『群馬大学社会情報学部研究論集』, 第23号, 127-130頁。
- 薄井彰 (2015)『会計制度の経済分析』中央経済社。
- 太田浩司 (2003)「価値関連研究におけるモデル特定化問題」『関西大学商学論集』, 第48巻第2号, 95-128頁。
- 奥村雅史 (2018)「会計基準の設定と実証研究」(辻山栄子編著『財務会計の理論と制度』第14章), 中央経済社, 203-227頁。
- 大日方隆 (2003)「利益, 損失および純資産簿価情報のRelevance」『経済学論集』, 第69巻第1号, 2-57頁。
- 木村史彦 (2009)「業種分類の信頼性比較—日経業種分類、東証業種分類、およびGICS業種分類の比較分析—」『現代ディスクロージャー研究』, 第9号, 31-42頁。
- 新谷理 (2010)「業種区分に関する検証」『証券アナリストジャーナル』, 第48巻第4号, 77-88頁。
- 中川豊隆 (2016)「Value Relevance とは何か」『岡山大学経済学会雑誌』, 第47巻第2号, 129-140頁。
- 中条良美 (2006)「オールソン・モデルの再検討」『北陸法学』, 第13巻第1・2号, 95-113頁。